

CUADERNOS DE ECONOMÍA, VOL. 47 (NOVIEMBRE), PP. 249-272, 2010

DIFERENCIAS REGIONALES EN LA PARTICIPACIÓN LABORAL FEMENINA EN CHILE*

LUZ MARÍA FERRADA

Universidad de Los Lagos

PILAR ZARZOSA

Universidad de Valladolid

This paper focuses on women's participation in the Chilean labor market at a regional level. Traditional methods use region-by-region analyses based on assumptions that perturbances are uncorrelated across regions and, most often, that they share identical determinants. Our research shows that both assumptions are inadequate for describing the data. We thus propose a full-information estimator based on a combination of seemingly unrelated regressions (SURE) and Logit techniques.

JEL: J21, J22, R23, C02

Keywords: Female Labor Participation, Female Labor Supply, Regional Labor Market, SURE

1. INTRODUCCIÓN

En Chile, las tasas de participación laboral de las mujeres han sido históricamente bajas. Desde 1907 hasta 1992 no superaron el 28% (Pardo, 1987a e INE, 2002). En la última década se ha observado un cambio de tendencia, de manera que en el año 2002 la tasa fue del 35,6% (INE, 2002) y recientemente supera el 43% (INE, 2009). Pese a ello, los resultados son aún bajos en relación a la media de América Latina. Según los datos de la Organización Internacional del Trabajo¹, la tasa de actividad laboral urbana de las mujeres en Chile en el año 2000 fue de un 42%, mientras que la media de América Latina (18 países) fue de un 50%.

* Las autoras desean manifestar su agradecimiento a los evaluadores anónimos, cuyas acertadas sugerencias han contribuido a mejorar considerablemente este trabajo.

E-mails: lferrada@ulagos.cl y pzarzosa@eae.uva.es

¹ LABORSTA, base de datos sobre estadísticas del trabajo elaborada por el Departamento de Estadística de la Oficina Internacional del Trabajo (OIT), URL: http://laborsta.ilo.org/default_S.html

El tema ha motivado una amplia investigación en Chile². A diferencia de esos aportes, en este trabajo se plantea un análisis regional con el objetivo de comparar, mediante un método econométrico adecuado, el impacto que tienen las variables explicativas de la participación laboral de las mujeres en las distintas regiones de Chile.

Para modelar la probabilidad de participación laboral de las mujeres siguiendo el enfoque de la utilidad aleatoria, en este estudio se utilizan modelos econométricos de elección discreta (Cabrer *et al.*, 2001; McFadden, 1988) en los cuales la variable dependiente mide si el sujeto participa o no participa en el mercado laboral.

Cuando se trata de un estudio regional, lo habitual es estimar una ecuación para cada región³. Sin embargo, esa forma de modelar ignora que si existiera correlación entre las perturbaciones de las ecuaciones correspondientes a las distintas regiones, los estimadores resultantes no permitirían realizar la inferencia adecuada. Consecuentemente, las comparaciones interregionales sobre los efectos de las distintas variables explicativas podrían estar falseadas. Esto justifica algunos de los aportes de esta investigación: la comprobación de que las perturbaciones de las ecuaciones correspondientes a las distintas regiones están correlacionadas y, consecuentemente, la búsqueda y aplicación de un método de modelización que permita hacer contrastes de hipótesis de forma adecuada. La técnica finalmente usada surge de la combinación de un Sistema de Ecuaciones Aparentemente No Relacionadas (SURE) y un conjunto de ecuaciones Logísticas con datos agrupados. De esta forma, se concibe un único modelo econométrico multiecuacional para el conjunto de regiones. Es decir que se trata de una propuesta de estimación “con información completa”, a diferencia del método habitual que estima “con información limitada”. Por lo tanto, se obtienen estimadores más eficientes asintóticamente, a partir de los cuales es posible realizar inferencia estadística de forma adecuada, mediante contrastes asintóticamente válidos, algo que no sucede cuando se estima separadamente cada ecuación (Ferrada, 2008).

Una vez aplicado el método de estimación propuesto, las comparaciones regionales se realizan a través de los correspondientes contrastes paramétricos. Concretamente, en este trabajo, se aplica la inferencia para contrastar dos teorías que aparecen en la literatura económica.

Una de las teorías postula que las diferencias significativas que se producen entre la participación femenina en las diversas regiones de Chile se explican por la disímil contribución de las variables explican dicha participación. Teóricamente, en condiciones competitivas no debieran registrarse tales diferencias, debido a que las discrepancias de salario se producirían sólo por impactos aleatorios y transitorios que sorprenden a los agentes (Aroca, 2003). Sin embargo, se ha demostrado que

² Algunas de las contribuciones son: Pardo (1987 a y b), Gálvez (1997); Mizala *et al.* (1999), Contreras *et al.* (2005 y 2006), Larrañaga (2006 y 2007), López (2006), Peticara (2006) y Benven y Peticara (2007).

³ O, equivalentemente, estimar una ecuación para todo el país, introduciendo variables ficticias asociadas al factor regional.

las diferencias persisten. Soto y Torche (2004) demuestran que la falta de convergencia en Chile, en cuanto a ingreso per cápita y productividad, está asociada fuertemente a bajos niveles de migración. En este sentido, Roback (1988, citado por Aroca, 2003) indica que las diferencias de salarios entre las regiones se explican por la existencia de otros atractivos (amenidades, salario no pecuniario), de forma que las mujeres asumen un salario esperado menor, a cambio de la ventaja que les proporcionan ciertas características especiales de la región donde viven. Esto explicaría que el impacto de determinadas variables en la participación femenina en el mercado laboral fuese diferente entre unas regiones y otras.

Otra teoría, relacionada con la anterior, consiste en asumir que los diferentes costos de transporte explican las diferencias regionales (Beaudreau, 1990). Evans y Pooler (1987) ha centrado la atención en la variable distancia entre regiones. En este sentido, se ha probado que en el caso chileno la distancia entre regiones es una variable significativa (y con coeficiente negativo) para explicar la probabilidad de migrar. Al respecto ver Aroca *et al.*, 2001 y Aroca, 2003.

Esta investigación abordará dos objetivos específicos: (1) evaluar si las variables explicativas de la participación laboral de las mujeres tienen el mismo efecto en regiones próximas geográficamente, y (2) verificar si, en aquellas regiones con probabilidades similares de participación laboral de las mujeres, las variables explicativas, que resulten significativas, tienen el mismo impacto.

En lo que sigue, este artículo se estructura de la siguiente forma: primero se explica el diseño metodológico; posteriormente se describen las variables, la base de datos y los resultados de la aplicación metodológica; finalmente se presenta el análisis que permite cumplir los objetivos planteados en esta investigación.

2. METODOLOGÍA

La decisión de las mujeres de una región determinada en cuanto a participar o no en el mercado laboral depende de las variables salario de mercado y salario de reserva. Ambas variables se estiman a partir de las características personales de las mujeres, pero también de otros factores determinantes asociados al comportamiento económico de los mercados regionales y del país. Cuando se modela de la forma tradicional, esto es, mediante una ecuación por región, dichos factores no se pueden incluir explícitamente, y por lo tanto, de hecho quedan incluidos en las perturbaciones de cada ecuación.

En estas circunstancias, es muy posible que exista cierta relación entre las perturbaciones de distintas ecuaciones, correspondientes a las regiones chilenas⁴. En consecuencia, si hay correlación entre las perturbaciones de las distintas ecuaciones, el estimador que se obtiene modelando cada ecuación por separado no es el más eficiente, ni siquiera asintóticamente. En ese caso, el

⁴ Actualmente Chile está dividido administrativamente en 15 regiones. Sin embargo, en este estudio la aplicación considera 13 regiones (Figura A.1), que corresponden a la división territorial que existía hasta el año 2007.

mejor estimador se obtiene estimando el conjunto de las ecuaciones como un sistema de ecuaciones simultáneas.

Si se modela de manera que cada ecuación represente la probabilidad de participación de una región distinta, la ecuación binaria de cada región no puede incluir una variable que mida la situación económica y social de la región, pues cada ecuación se asocia a una región concreta y dicha variable actuaría como constante. Por tanto, aunque sea evidente que dichos factores condicionan las expectativas de las mujeres y a su vez su decisión de participar, no se pueden incorporar cuando se estima mediante una ecuación por región⁵. Esta investigación plantea abordar el problema mediante un sistema de ecuaciones simultáneas para regresiones que aparentemente no están relacionadas (*Seemingly Unrelated Regressions*, SUR), con la particularidad de que inicialmente cada ecuación es logística. A continuación se explica el procedimiento.

2.1 Modelo econométrico

La forma de modelar consiste en integrar dos metodologías, por un lado un modelo *logit* con datos agrupados y por otro SUR en un único procedimiento, al que llamaremos SULR: *Seemingly Unrelated Logit Regressions*. Este método proporcionará estimadores con las propiedades adecuadas para realizar los contrastes estadísticos necesarios y cumplir el objetivo planteado, esto es, realizar las comparaciones regionales en cuanto al impacto que tienen las variables explicativas de la participación laboral de las mujeres en Chile.

Cada ecuación del sistema se refiere a una región y tiene como variable endógena, la participación laboral de las mujeres de dicha región, y, como variables explicativas, un conjunto de variables que en principio se suponen exógenas. Con esto, se tiene un conjunto de ecuaciones logísticas, tal que cada una estima la probabilidad que tiene la mujer i de una región determinada de participar en el mercado laboral, P_i . Posteriormente, se aplica la metodología *logit* con datos agrupados, resultando la siguiente transformación:

$$(1) \quad L_i = \ln \left(\frac{P_i}{1 - P_i} \right) = X_i' \beta + \mu_i,$$

Es decir, se obtiene una especificación logística que en la parte derecha de la ecuación posee una especificación lineal. Para realizar el agrupamiento de los datos, se caracteriza a las mujeres en función de las variables explicativas. Concretamente, se estima L_i a partir de $\hat{P}_i = n_i/N_i$, donde N_i es el número de mujeres de una región que posee iguales características, en cuanto a las variables independientes consideradas en el modelo, y n_i es el número de mujeres que participan en el mercado laboral en ese grupo de mujeres.

⁵ Un enfoque equivalente y con los mismos problemas consiste en estimar una ecuación para todas las mujeres de Chile, introduciendo en el modelo 12 variables ficticias regionales, de acuerdo al número de regiones en Chile. Además, de las interacciones con el resto de las variables del modelo.

Ahora bien, el modelo simultáneo se obtiene a partir de un SUR que se presenta como:

$$\begin{aligned}
 (2) \quad y_{1i} &= \beta_{10} + \beta_{11}x_{1i} + \beta_{12}x_{2i} + \dots + \beta_{1k}x_{ki} + \mu_{1i} \\
 y_{2i} &= \beta_{20} + \beta_{21}x_{1i} + \beta_{22}x_{2i} + \dots + \beta_{2k}x_{ki} + \mu_{2i} \\
 &\vdots \\
 &\vdots \\
 y_{Mi} &= \beta_{M0} + \beta_{M1}x_{1i} + \beta_{M2}x_{2i} + \dots + \beta_{Mk}x_{ki} + \mu_{Mi}
 \end{aligned}$$

Donde, las variables endógenas se denotan mediante y ; las variables explicativas mediante x ; M es el número de ecuaciones, y k es el número de variables explicativas; los parámetros se representan mediante la letra β , indicando el primer subíndice la ecuación y el segundo la variable explicativa que la acompaña; todas las ecuaciones tienen término constante; las perturbaciones aleatorias se representan mediante la letra μ , indicando el primer subíndice la ecuación y el segundo el sujeto (o instante) observado.

Los supuestos del modelo SUR establecen el requisito de incorrelación y homocedasticidad en cada ecuación, pero admiten correlación “contemporánea” (Novales, 1996) entre las perturbaciones de distintas ecuaciones. Pues bien, la estructura de la matriz de varianzas y covarianzas es fundamental en este análisis. Dado un conjunto de M ecuaciones, se puede generalizar como:

$$(3) \quad \Omega = E[UU'] = \begin{bmatrix} E[U_1U_1'] & E[U_1U_2'] & \dots & \dots & E[U_1U_M'] \\ E[U_2U_1'] & E[U_2U_2'] & \dots & \dots & E[U_2U_M'] \\ \vdots & \vdots & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \ddots & \ddots & \vdots \\ E[U_MU_1'] & E[U_MU_2'] & \dots & \dots & E[U_MU_M'] \end{bmatrix}$$

Para el caso de estudio, la covarianza entre perturbaciones correspondientes a dos mujeres con las mismas características, pero pertenecientes a distintas regiones, será distinta de cero e independiente del caso observado (sólo dependerá de cuáles sean las dos regiones).

En este caso, la matriz Ω no es escalar, lo que es importante en el estudio, ya que implica que si se estima por mínimos cuadrados ordinarios (MCO), los estimadores no serán eficientes, al ignorar la información contenida en las covarianzas entre observaciones contemporáneas de distintas ecuaciones (Novales, 1996, p. 276).

2.2 Contraste de correlación entre perturbaciones de distintas ecuaciones

La metodología propuesta en este trabajo (SULR) permite obtener estimadores adecuados y realizar correctamente la inferencia, si es que se prueba la existencia de correlación entre las perturbaciones de distintas ecuaciones. Por

ello, a partir de las estimaciones individuales (un modelo *logit* por región), se contrastará la hipótesis nula de ausencia de correlación entre perturbaciones de distintas ecuaciones. Esto supone que la matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones es diagonal a bloques. El test utilizado es el de los multiplicadores de Lagrange que proponen Breusch y Pagan (Greene, 1999, p. 588). El contraste se basa en la siguiente distribución:

$$(4) \quad \lambda_{LM} = N \sum_{m=2}^M \sum_{j=1}^{m-1} r_{mj}^2 \approx \chi_{\frac{M(M-1)}{2}}^2,$$

donde N es el número de observaciones, M el número de variables endógenas, r_{mj} es el estimador del coeficiente de correlación lineal entre las perturbaciones de dos regiones (correspondientes a dos mujeres con las mismas características): $r_{mj} = \hat{\sigma}_{mj} / \sqrt{\hat{\sigma}_m \hat{\sigma}_j}$. Pero además, dado que el sistema tiene distinto número de observaciones en las distintas ecuaciones (regiones), siguiendo la propuesta de Schmidt (1977), $\hat{\sigma}_{mj}$ se calcula como:

$$(5) \quad \hat{\sigma}_{mj} = \frac{e'_m e_j}{\max(N_m, N_j)},$$

donde el denominador es el máximo de los dos tamaños muestrales correspondientes a las dos regiones.

Finalmente, para aplicar la metodología SULR, es preciso considerar una serie de aspectos, que se explican a continuación.

2.3 Procedimiento de estimación

Como se ha dicho, el procedimiento SULR combina un modelo *logit* con datos agrupados y un SUR. Ambas metodologías unidas al hecho de que en los dos casos la matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones es desconocida, justifican la utilización del estimador de Mínimos Cuadrados Generalizados Factibles (MCGF).

En primer lugar, es preciso asegurar homocedasticidad e incorrelación entre las perturbaciones de cada ecuación. En la ecuación, como resultado del agrupamiento de los datos, las perturbaciones son heterocedásticas. Para estimar por MCGF, se usa la estimación de la varianza de Maddala (1983), de modo que, al ponderar por $\sqrt{w_i} = \sqrt{N_i \hat{P}_i (1 - \hat{P}_i)}$, la perturbación del modelo transformado es homocedástica.

En la estimación SUR, la literatura sugiere diversos estimadores de los elementos de la matriz Ω . En este estudio, se utiliza $\hat{\sigma}_{mj} = e'_m e_j / \max(N_m, N_j)$, que es un estimador consistente de σ_{mj} , porque está basado en el estimador de mínimos cuadrado ordinarios (EMCO) de los parámetros de un modelo generalizado que es un estimador consistente, aunque no sea el más eficiente asintóticamente. Schmidt (1976) demuestra que en el SUR, para obtener estimadores con propiedades de consistencia, normalidad y eficiencia asintótica,

la única condición que se requiere es que el estimador de la matriz de varianzas y covarianzas de las perturbaciones sea consistente.

Finalmente en esta investigación se propone usar Mínimos Cuadrados Generalizados Factibles Iterados (MCGFI), método que no mejora las propiedades asintóticas obtenidas mediante MCGF, pero proporciona un resultado que se acerca numéricamente al Estimador de Mínimos Cuadrados Generalizados o de Aitken, que es también el Estimador de Máxima Verosimilitud (Greene, 1999, p. 589).

El conjunto de las etapas anteriormente expuestas constituye un procedimiento global de estimación, cuya complejidad (en relación con el procedimiento habitual) está justificada en aras de alcanzar el objetivo planteado en la investigación. Las propiedades del estimador resultante están probadas en la literatura econométrica, siendo ésta una aplicación a un caso particular de un método validado por Zellner y Lee (1965), Lee (1979) y Amemiya (1972 y 1985).

3. APLICACIÓN

En este trabajo se pretende determinar si el impacto que tienen las variables explicativas de la participación laboral de las mujeres en Chile es el mismo en todas las regiones, o por el contrario, existen diferencias significativas entre ellas. Para lograr ese objetivo será preciso encontrar estimadores con propiedades estadísticas deseables, para poder hacer en forma correcta, los contrastes necesarios para establecer las oportunas comparaciones regionales.

Este punto se inicia con la descripción de la base de datos y las variables incorporadas a los modelos; en segundo lugar, se presentan los resultados del contraste para verificar la correlación entre las perturbaciones de las distintas ecuaciones y finalmente los resultados de la aplicación final del procedimiento SULR.

3.1 Datos y variables

La base de datos utilizada corresponde a la encuesta CASEN del año 2000, que posee representación regional. Los datos seleccionados corresponden a todas las observaciones de mujeres entre 15 y 60 años de edad, que no tienen datos omitidos en las variables de interés, esto es 76.622 observaciones, que representan a las trece regiones chilenas (Figura A.1). Las variables explicativas utilizadas son: edad y nivel educativo, para estimar el salario esperado; situación conyugal, niños menores en el hogar y otros ingresos en el hogar, para estimar el salario de reserva. Todas ellas se han medido de forma cualitativa. El Cuadro 1 describe cada una de ellas. Para la estimación de los modelos se utilizó la muestra expandida⁶ (Deaton, 1997).

⁶ El factor de expansión se encuentra en la base de datos y se relaciona con el diseño muestral bietápico utilizado.

CUADRO 1
DEFINICIÓN DE LAS VARIABLES UTILIZADAS

Participación laboral (variable dependiente)	PARTICIP	1 = Participa en el mercado laboral 0 = No participa en el mercado laboral
15 a 29 años de edad	EDAD1	1 = edad entre 15 y 29 años 0 = Con más de 29 años de edad
30 a 44 años de edad	EDAD2	1 = edad entre 30 y 44 años 0 = Con más de 44 o menos de 30 años de edad
45 a 60 años de edad	EDAD3	1 = edad entre 45 y 60 años 0 = con menos de 45 años de edad
Nivel educativo	EDUC	1 = Con al menos educación media completa 0 = Nivel educativo menor a educación media completa
Situación Conyugal	CASADA	1 = Casada o conviviente 0 = Soltera, viuda, separada o anulada
Niños menores en el hogar	NIÑOS9	1 = con niños menores de 9 años en el hogar 0 = Sin niños menores de 9 años en el hogar
Otros ingresos en el hogar	OING	1 = cuenta con otro ingreso en el hogar, distinto al que ella pueda generar por su trabajo 0 = no cuenta con otro ingreso en el hogar

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Encuesta CASEN.

3.2 Correlación entre las perturbaciones de distintas ecuaciones

Para aplicar el test de multiplicadores de Lagrange, se estimaron 13 ecuaciones por *logit* con datos agrupados, tras lo cual se verifica que cada ecuación del modelo transformado presenta errores no correlacionados (test de Breuseh-Godfrey) y homocedásticos (test de White). Los resultados de la estimación aparecen en el Cuadro 2.

Posteriormente, se ha realizado el contraste indicado en el punto 2.2, obteniéndose los siguientes resultados:

$$\lambda_{LM} = 159,0352 \text{ y } \frac{\chi^2_{13(13-1)}}{2} = \chi^2_{78} = 101,87, \text{ para } 1 - \alpha = 0,95$$

De esta forma, se rechaza la hipótesis nula, esto es que la matriz de varianzas y covarianzas sea diagonal, y por tanto se confirma que hay correlación entre las perturbaciones de las distintas ecuaciones. Consecuentemente, para cumplir con el objetivo de la investigación, el procedimiento adecuado consiste en estimar el sistema simultáneamente, con información completa, es decir, incorporando las correlaciones entre perturbaciones de distintas ecuaciones.

3.3 Resultados de la metodología SULR

Los resultados de la aplicación de la metodología SULR se presentan resumidos en el Cuadro 3. Se ha considerado una mujer de referencia, de edad entre 30 y 44 años, con un nivel de escolaridad inferior a enseñanza media completa, soltera, sin niños y sin otros ingresos en el hogar.

En términos generales, los resultados obtenidos son coherentes con lo que indica la evidencia empírica. Se observa que poseer mayores niveles educativos impacta positivamente en la actividad laboral de las mujeres de todas las regiones, en tanto que estar casada o contar con otros ingresos en el hogar afecta negativamente.

Sin embargo, los cambios en la edad, o contar con niños menores en el hogar, afectan la actividad laboral de diferente forma en las distintas regiones. Las mujeres más jóvenes tienen menos probabilidad de participar en todas las regiones, salvo en Coquimbo, donde la participación laboral de las mujeres que tienen entre 15 y 29 años de edad es mayor que la de 30 a 44 años. Tener más de 44 años de edad disminuye la participación laboral de las mujeres en las regiones de Tarapacá, Antofagasta, Coquimbo, Valparaíso, el Maule, Aysén, Magallanes y Metropolitana. Sin embargo, en las otras regiones el aumento del tramo de edad aumenta la participación laboral⁷. Por otro lado, tener niños en el hogar incide negativamente en la participación laboral de las mujeres de las

⁷ No obstante, esta variable presenta problema de falta de significación en estas últimas regiones. Además tampoco es significativa en el conjunto de regiones.

CUADRO 2
ESTIMACIÓN MCGF POR REGIÓN
Variable Dependiente: Participación Laboral

	C	EDAD1	EDAD3	EDUC	CASADA	NINO9	OING
Tarapacá	Coefficiente	-1,173	-0,696	0,308	-0,637	-0,300	-2,785
	Estadístico <i>t</i>	-1,719	-0,937	0,528	-1,096	-0,514	-4,695
	Prob.	0,000	0,350	0,598	0,274	0,607	0,000
Antofagasta	Coefficiente	-2,820	-0,422	1,700	-1,272	-0,447	-1,936
	Estadístico <i>t</i>	-3,561	-0,545	2,630	-1,925	-0,694	-2,930
	Prob.	0,002	0,586	0,009	0,055	0,488	0,004
Atacama	Coefficiente	-0,999	0,185	1,087	-1,103	-0,053	-3,437
	Estadístico <i>t</i>	-1,888	0,343	2,477	-2,462	-0,119	-7,589
	Prob.	0,060	0,731	0,014	0,014	0,905	0,000
Coquimbo	Coefficiente	0,487	-0,167	0,334	-1,624	0,290	-1,747
	Estadístico <i>t</i>	0,477	-0,163	0,395	-1,909	0,339	-1,973
	Prob.	0,632	0,871	0,693	0,057	0,734	0,049
Valparaíso	Coefficiente	-1,474	-0,863	0,576	-1,740	0,164	-1,148
	Estadístico <i>t</i>	-2,470	-1,444	1,173	-3,536	0,336	-2,338
	Prob.	0,014	0,145	0,241	0,000	0,737	0,020
B. O'Higgins	Coefficiente	-1,480	-0,205	1,495	-0,045	-0,913	-2,594
	Estadístico <i>t</i>	-2,531	-0,343	3,024	-0,095	-1,838	-5,168
	Prob.	0,012	0,732	0,003	0,924	0,066	0,000

CUADRO 2 (continuación)

	C	EDAD1	EDAD3	EDUC	CASADA	NINO9	OING
Maule	Coficiente	-1,445	-0,330	1,835	-1,548	-0,411	-2,600
	Estadístico <i>t</i>	-2,919	-0,670	4,521	-3,834	-1,022	-6,406
	Prob.	0,004	0,505	0,000	0,000	0,307	0,000
Biobío	Coficiente	-1,527	-0,078	1,213	-0,060	-0,477	-2,211
	Estadístico <i>t</i>	-2,422	-0,124	2,343	-0,115	-0,920	-4,271
	Prob.	0,016	0,901	0,020	0,908	0,357	0,000
Araucanía	Coficiente	-1,060	0,667	1,095	-0,794	-0,224	-1,413
	Estadístico <i>t</i>	-1,515	0,933	1,876	-1,369	-0,385	-2,421
	Prob.	0,131	0,351	0,061	0,171	0,700	0,016
Los Lagos	Coficiente	-2,093	0,040	1,659	-1,960	0,182	-0,989
	Estadístico <i>t</i>	-2,870	0,053	2,675	-3,239	0,298	-1,594
	Prob.	0,004	0,958	0,008	0,001	0,765	0,112
Aysen	Coficiente	-1,308	-0,853	1,843	-1,088	0,260	-2,994
	Estadístico <i>t</i>	-1,377	-0,930	2,278	-1,444	0,344	-3,501
	Prob.	0,169	0,353	0,023	0,149	0,730	0,001
Magallanes	Coficiente	-3,280	-2,058	0,515	0,669	-1,085	-0,974
	Estadístico <i>t</i>	-3,115	-2,154	0,629	0,810	-1,284	-1,102
	Prob.	0,002	0,032	0,530	0,418	0,199	0,271
Metropolitana	Coficiente	-1,088	-0,293	0,629	-0,590	-0,106	-0,934
	Estadístico <i>t</i>	-5,499	-1,434	3,923	-3,289	-0,670	-1,540
	Prob.	0,000	0,152	0,000	0,001	0,503	0,124

Fuente: Elaboración propia, en base a encuesta CASEN 2000.

CUADRO 3
RESULTADOS CON ITERACIÓN POR REGIÓN
Variable Dependiente: Participación Laboral

	C	EDAD1	EDAD3	EDUC	CASADA	NINO9	OING
Tarapacá	Coefficiente	-0,8664	-0,711	0,417	-0,732	-0,652	-2,597
	Estadístico <i>t</i>	-1,4450*	-1,117*	0,828*	-1,454*	-1,289*	-5,122
	Prob.	0,1491	0,265	0,407	0,147	0,198	0,000
Antofagasta	Coefficiente	-2,9544	-0,295	1,855	-1,183	-0,401	-2,142
	Estadístico <i>t</i>	-4,4241	-0,456*	3,429	-2,137	-0,740*	-3,889
	Prob.	0,0000	0,649	0,001	0,033	0,460	0,000
Atacama	Coefficiente	-0,9544	0,153	1,262	-1,123	0,146	-3,579
	Estadístico <i>t</i>	-2,1619	0,348*	3,475	-3,044	0,399*	-9,662
	Prob.	0,0311	0,728	0,001	0,003	0,690	0,000
Coquimbo	Coefficiente	0,2623	-0,215	0,502	-1,975	1,437	-1,467
	Estadístico <i>t</i>	0,3090*	-0,254*	0,713*	-2,796	2,027	-2,057
	Prob.	0,7575	0,800	0,476	0,005	0,043	0,040
Valparaíso	Coefficiente	-1,5987	-0,800	0,672	-1,814	0,311	-1,528
	Estadístico <i>t</i>	-3,1047	-1,510*	1,586*	-4,266	0,737*	-3,583
	Prob.	0,0020	0,132	0,114	0,000	0,462	0,000
O'higgins	Coefficiente	-1,7951	0,118	1,265	-0,146	-1,121	-2,746
	Estadístico <i>t</i>	-3,6231	0,240*	3,065	-0,360*	-2,704	-6,577
	Prob.	0,0003	0,811	0,002	0,719	0,007	0,000

CUADRO 3 (continuación)

	C	EDAD1	EDAD3	EDUC	CASADA	NINO9	OING
Maule	Coefficiente	-1,4834	-0,323	1,962	-1,642	-0,403	-2,936
	Estadístico <i>t</i>	-3,3660	-0,738*	5,475	-4,583	-1,133*	-8,125
	Prob.	0,000	0,461	0,000	0,000	0,258	0,000
Biobío	Coefficiente	-1,6961	0,145	1,225	-0,112	-0,550	-2,501
	Estadístico <i>t</i>	-3,1410	0,270*	2,775	-0,253*	-1,246*	-5,585
	Prob.	0,000	0,787	0,006	0,800	0,214	0,000
Araucanía	Coefficiente	-1,1521	0,859	1,238	-0,915	0,098	-1,550
	Estadístico <i>t</i>	-1,8954*	1,389*	2,451	-1,812	0,194*	-3,033
	Prob.	0,0587	0,166	0,015	0,071	0,846	0,003
Los Lagos	Coefficiente	-1,9266	0,013	1,884	-2,055	0,309	-1,158
	Estadístico <i>t</i>	-3,1275	0,021*	3,691	-4,074	0,609*	-2,275
	Prob.	0,003	0,983	0,000	0,000	0,543	0,023
Aysen	Coefficiente	-1,8554	-0,937	1,674	-1,058	0,202	-3,077
	Estadístico <i>t</i>	-2,3215	-1,202*	2,476	-1,657*	0,314*	-4,366
	Prob.	0,0207	0,230	0,014	0,098	0,754	0,000
Magallanes	Coefficiente	-3,4121	-1,482	0,198	-0,079	-1,553	-1,717
	Estadístico <i>t</i>	-3,8699	-1,857*	0,286*	-0,1140*	-2,200	-2,387
	Prob.	0,0001	0,064	0,775	0,909	0,028	0,017
Metropolitana	Coefficiente	-1,3237	-0,225	0,732	-0,825	-0,162	-1,461
	Estadístico <i>t</i>	-8,3122	-1,384*	5,715	-5,698	-1,276*	-3,008
	Prob.	0,0000	0,1673	0,000	0,000	0,203	0,003

Fuente: Elaboración propia, en base a encuesta CASEN 2000.

Nota: Mujer de referencia: edad comprendida entre 30 y 44 años, nivel educativo inferior a educación media completa, soltera, sin niños menores de 9 años en el hogar y sin otros ingresos en el hogar distinto a los que ella genere por su trabajo.

regiones de Tarapacá, Antofagasta, O'Higgins, el Maule, Biobío, Magallanes y Metropolitana. Sin embargo, al contrario de lo indicado por la evidencia empírica, en las otras regiones —Atacama, Coquimbo, Valparaíso, Araucanía, Los Lagos y Aysén— el efecto es positivo.

4. COMPARACIONES REGIONALES

Una vez obtenidos los coeficientes, se estiman las probabilidades de participación laboral de mujeres con distintas características en cada una de las regiones de Chile. El resumen de probabilidades se encuentra en el Cuadro 4. Del análisis se concluye que la menor probabilidad de participación laboral femenina en Chile corresponde a mujeres jóvenes, con bajo nivel educativo, casadas, con niños y con otros ingresos en el hogar. No obstante, los resultados indican una alta variabilidad regional. Así, en Antofagasta, las mujeres con las características mencionadas obtienen una probabilidad de actividad laboral de 1,6%, mientras que en Tarapacá y la región Metropolitana, la probabilidad es de 26,8 y 18,3%, respectivamente.

Al comenzar este artículo, nos planteamos determinar si existen diferencias entre las regiones de Chile, en cuanto al efecto que tienen las distintas variables explicativas sobre la probabilidad de participar de las mujeres en el mercado laboral. El método aplicado permite conseguir ese objetivo, ya que es válido para realizar contrastes, combinando información relativa a todas las regiones. Haciendo uso de esta ventaja en esta sección se estudia, mediante la aplicación del test de Wald, si existe evidencia de similitud entre algunas regiones en cuanto al comportamiento de las variables explicativas del modelo.

4.1 Comparaciones entre regiones cercanas

Las razones que explican las diferencias significativas entre regiones en cuanto a la probabilidad de participar en el mercado laboral para las mujeres y la distinta contribución que las variables explicativas tienen en las diversas regiones, se encuentran fundamentalmente en la movilidad laboral y las causas que la impiden. Uno de los factores que, según los estudios relacionados, explica los problemas de movilidad en Chile es la distancia entre regiones (Aroca, 2003 y Aroca *et al.*, 2001). Por esta razón, aquí se prueba la hipótesis nula de igualdad de coeficientes para regiones cercanas. Por ejemplo, las regiones de Valparaíso y Metropolitana son adyacentes, por lo que se esperaría que entre ambas existiera movilidad laboral, y no debería haber diferencias significativas entre ellas, en cuanto al efecto de las variables explicativas sobre la variable dependiente.

El Cuadro 5 presenta los resultados relativos al contraste de hipótesis nula de igualdad de coeficientes para cada par de regiones adyacentes. Las dos últimas columnas contienen el valor de Chi-cuadrado y la probabilidad asociada al contraste, en cada caso. Se concluye, a un nivel de significación de un 5%, que la hipótesis nula no se rechaza, entre las regiones: Coquimbo-Valparaíso, Valparaíso-Metropolitana, O'Higgins-Maule, Maule-Biobío, Biobío-Araucanía

CUADRO 4
PROBABILIDAD DE PARTICIPACIÓN LABORAL FEMENINA POR REGIÓN
Y SENSIBILIZACIÓN, SEGÚN MODELO SULR CON ITERACIÓN (%)

	C	EDAD1	EDAD3	EDUC	CASADA	NINO9	OING
Tarapacá	97,90	95,14	95,81	98,60	95,73	96,04	77,63
Antofagasta	92,77	40,07	90,52	98,79	79,73	89,57	60,12
Atacama	97,40	93,52	97,76	99,25	92,42	97,74	51,14
Coquimbo	82,26	85,77	78,90	88,45	39,15	95,12	51,67
Valparaíso	93,93	75,77	87,64	96,80	71,61	95,47	77,04
O'Higgins	96,12	80,47	96,54	98,87	95,54	89,00	61,41
Maule	97,09	88,35	96,03	99,58	86,61	95,71	63,94
Biobío	92,32	68,82	93,29	97,61	91,49	87,41	49,68
Araucanía	76,35	50,50	88,40	91,76	56,39	78,07	40,67
Los Lagos	87,92	51,47	88,06	97,95	48,26	90,84	69,58
Aysén	98,29	89,99	95,75	99,67	95,23	98,59	72,61
Magallanes	97,74	58,86	90,79	98,14	97,56	90,18	88,63
Metropolitana	90,66	72,09	88,57	95,27	80,97	89,19	69,24
Promedio	92,36	73,14	91,39	96,98	79,28	91,77	64,10
Desv. estándar	6,70	18,10	5,24	3,34	19,70	5,55	13,48
Máximo	98,29	95,14	97,76	99,67	97,56	98,59	88,63
Mínimo	76,35	40,07	78,90	88,45	39,15	78,07	40,67
Mediana	93,93	75,77	90,79	98,14	86,61	90,84	63,94

Fuente: Elaboración propia, en base a estimaciones del Cuadro 3.

Nota: Mujer de referencia: edad comprendida entre 30 y 44 años, nivel educativo inferior a educación media completa, soltera, sin niños menores de 9 años en el hogar y sin otros ingresos en el hogar distinto a los que ella genere por su trabajo.

CUADRO 5
PRUEBA DE WALD, IGUALDAD DE COEFICIENTES
REGIONES ADYACENTES.

	Hipótesis nula:	χ^2	Prob.
Tarapacá-Antofagasta	C(1)=C(8),C(2)=C(9),C(3)=C(10), C(4)=C(11),C(5)=C(12),C(6)=C(13), C(7)=C(14)	21,061	0,004
Antofagasta-Atacama	C(8)=C(15),C(9)=C(16),C(10)=C(17), C(11)=C(18),C(12)=C(19),C(13)=C(20), C(14)=C(21)	35,776	0,000
Atacama-Coquimbo	C(15)=C(22),C(16)=C(23),C(17)=C(24), C(18)=C(25),C(19)=C(26),C(20)=C(27), C(21)=C(28)	20,956	0,004
Coquimbo-Valparaíso	C(22)=C(29),C(23)=C(30),C(24)=C(31), C(25)=C(32),C(26)=C(33),C(27)=C(34), C(28)=C(35)	8,327	0,305
Valparaíso-Metropolitana	C(29)=C(85),C(30)=C(86),C(31)=C(87), C(32)=C(88),C(33)=C(89),C(34)=C(90), C(35)=C(91)	8,214	0,314
Metropolitana-O'Higgins	C(85)=C(36),C(86)=C(37),C(87)=C(38), C(88)=C(39),C(89)=C(40),C(90)=C(41), C(91)=C(42)	20,604	0,004
O'Higgins-Maule	C(43)=C(36),C(44)=C(37),C(45)=C(38), C(46)=C(39),C(47)=C(40),C(48)=C(41), C(49)=C(42)	11,446	0,120
Maule-Biobío	C(43)=C(50),C(44)=C(51),C(45)=C(52), C(46)=C(53),C(47)=C(54),C(48)=C(55), C(49)=C(56)	10,755	0,150
Biobío-Araucanía	C(57)=C(50),C(58)=C(51),C(59)=C(52), C(60)=C(53),C(61)=C(54),C(62)=C(55), C(63)=C(56)	11,267	0,127
Araucanía-Los Lagos	C(57)=C(64),C(58)=C(65),C(59)=C(66), C(60)=C(67),C(61)=C(68),C(62)=C(69), C(63)=C(70)	7,084	0,420
Los Lagos-Aysén	C(71)=C(64),C(72)=C(65),C(73)=C(66), C(74)=C(67),C(75)=C(68),C(76)=C(69), C(77)=C(70)	14,584	0,042
Aysén-Magallanes	C(71)=C(78),C(72)=C(79),C(73)=C(80), C(74)=C(81),C(75)=C(82),C(76)=C(83), C(77)=C(84)	14,231	0,047

Fuente: Elaboración propia, en base a estimaciones del Cuadro 3.

y Araucanía-Los Lagos, es decir, que entre esas regiones no existen diferencias significativas en el efecto de las variables sobre el fenómeno estudiado, lo que se explicaría por la existencia de movilidad entre estas regiones. Esto se relaciona con los hallazgos de otros estudios, en relación a que la probabilidad de migrar aumenta en la medida que la distancia entre las regiones es menor (Aroca, 2003 y Aroca *et al.*, 2001), variable usada como proxy del costo de transporte.

Sin embargo, se rechaza la hipótesis en otros casos, existiendo diferencias significativas en el efecto de algunas de las variables explicativas entre las regiones adyacentes de: Tarapacá y Antofagasta, Antofagasta y Atacama, Atacama y Coquimbo, Metropolitana y O'Higgins, Los Lagos y Aysén, Aysén y Magallanes. Una posible explicación es que la distancia entre los centros más poblados de cada par de estas regiones es mayor, con excepción del tramo Región Metropolitana y O'Higgins donde probablemente predominen las amenidades regionales. Por lo tanto, se esperarían diferencias importantes de salario, y/o desempleo, entre estas regiones, como se indica en la literatura (Aroca *et al.*, 2001). Aun cuando los beneficios de migrar sean mayores que el costo de transporte, puede ocurrir que las mujeres no puedan pagar el traslado (en anticipación de los beneficios que se recibirían después), por lo que en este caso el mercado es ineficiente, la migración no se realiza y los beneficios del proceso se pierden.

4.2. Comparaciones entre regiones extremas

Siguiendo la misma argumentación que en el caso anterior, se esperarían diferencias significativas en cuanto al impacto que tienen las variables explicativas entre dos regiones extremas en términos de ubicación geográfica, como son las regiones de Tarapacá y Magallanes (ver Figura A.1). Los resultados (Cuadro 6) indican que no se rechaza la hipótesis nula, es decir, el efecto de las variables explicativas sobre la participación laboral es el mismo, en las dos regiones extremas. Una posible explicación a la conclusión anterior tiene que ver con las características de aislamiento comunes a las dos regiones. A la distancia se suman factores geográficos, tales como el desierto en el norte y los canales y el mar interior en el sur. A su vez, la ubicación relativa de ambas regiones dentro del país global es muy parecida, conclusión que fue obtenida por Aroca (2001). Por otro lado, posiblemente el mercado valore ciertas amenidades regionales.

CUADRO 6
PRUEBA DE WALD, IGUALDAD DE COEFICIENTES
ENTRE REGIONES DE TARAPACÁ Y MAGALLANES

Hipótesis nula	χ^2	Prob.
C(1)=C(78),C(2)=C(79),C(3)=C(80),C(4)=C(81),C(5)=C(82),C(6)=C(83),C(7)=C(84)	11,903	0,104

Fuente: Elaboración propia, en base a estimaciones del Cuadro 3.

4.3 Comparaciones entre grupo de regiones

Un segundo objetivo planteado en la investigación consiste en verificar si en regiones donde la probabilidades de participación laboral de las mujeres es similar, las variables explicativas que resultan significativamente distintas de cero en el modelo, tienen el mismo impacto. Para ello, se han definido tres grupos de regiones, de acuerdo con las probabilidades obtenidas del modelo aplicado para una mujer con las características del caso de referencia (Figura A.2). Los grupos están conformados de la siguiente forma:

Grupo 1, formado por las regiones que tienen mayor probabilidad de participación: Tarapacá, Atacama, O'Higgins, Maule, Aysén y Magallanes

Grupo 2, formado por las regiones que tienen una probabilidad de participación media: Antofagasta, Valparaíso, Biobío y Metropolitana.

Grupo 3, formado por las regiones que tienen baja probabilidad de participación: Coquimbo, Araucanía y Los Lagos.

Además, teniendo como objetivo la comparación, se considera un grupo único, formado por todas las regiones del país.

Dados los resultados del modelo se investigan dos variables, *otros ingresos en el hogar*, que resulta ser individualmente significativa en todas las regiones, y *nivel educativo* puesto que es la única variable con impacto claramente positivo en todas las regiones. Los resultados se observan en el Cuadro 7.

CUADRO 7
PRUEBA DE WALD: IGUALDAD DE COEFICIENTES ENTRE REGIONES,
PARA LAS VARIABLES OTROS INGRESOS Y NIVEL EDUCATIVO

Variable	Regiones	Hipótesis nula	χ^2	Prob.
OING	Todas	$C(7)=C(14)=C(21)=\dots\dots\dots$ $=C(77)=C(84)=C(91)$	38,48	0,000
ONG	Grupo 1	$C(8)=C(15)=C(9)=C(16)$ $=C(10)=C(17)=C(11)$	221.016,10	0,000
ONG	Grupo 2	$C(15)=C(22)=C(16)=C(23)$	12.468,30	0,000
OING	Grupo 3	$C(22)=C(29)=C(23)$	0,38	0.828
EDUC	Todas	$C(4)=C(11)=C(18)=\dots\dots\dots$ $=C(74)=C(81)=C(88)$	35,63	0.000
EDUC	Grupo 1	$C(85)=C(36)=C(86)=C(37)$ $=C(87)=C(38)$	92,26	0.000
EDUC	Grupo 2	$C(43)=C(36)=C(44)=C(37)$	4,76	0.190
EDUC	Grupo 3	$C(43)=C(50)=C(44)$	3,05	0,217

Fuente: Elaboración propia, en base a estimaciones del Cuadro 3.

Para el caso de la variable *otros ingresos en el hogar*, sólo en el Grupo 3 no hay evidencia que permita rechazar la hipótesis nula. En el resto de los casos, se rechaza claramente la hipótesis de igualdad de coeficientes, es decir se concluye que la variable no tiene el mismo impacto en el grupo que incluye a todas las regiones del país; tampoco en el grupo 1, ni en el grupo 2. En definitiva, la variable tiene el mismo impacto precisamente en el grupo de regiones con menor probabilidad de participación laboral femenina⁸.

En cuanto a la variable *nivel educativo*, los resultados muestran que los coeficientes son iguales dentro del grupo 2 (regiones con participación media) y grupo 3 (participación baja). Se rechaza la hipótesis de igualdad de coeficientes para el grupo 1 y para el que incluye a todas las regiones.

En resumen, la variable *otros ingresos en el hogar* tiene el mismo impacto sobre la participación laboral femenina en las regiones donde es menor dicha participación laboral femenina. Lo mismo sucede con la variable *nivel educativo*. Esta última también incide de la misma forma en las regiones con participación media. En el resto de los casos, los impactos son diferentes, para ambas variables.

5. CONCLUSIONES

El trabajo desarrollado ha permitido constatar que existen diferencias regionales en cuanto al efecto que tienen las variables que explican la participación laboral de las mujeres en las regiones de Chile, a partir de comparaciones territoriales, realizadas mediante contrastes estadísticos adecuados.

En la investigación, se ha probado que cuando se estima la participación laboral femenina mediante una ecuación de variable dependiente cualitativa para cada región, las perturbaciones de las distintas ecuaciones están correlacionadas, seguramente debido a que recogen efectos económicos, sociales y culturales, relacionados con territorios pertenecientes a un mismo país. Por lo tanto, los estimadores más eficientes y las distribuciones asintóticas correctas se obtienen estimando simultáneamente el sistema de ecuaciones. Para realizar esta prueba, ha sido necesario adaptar el correspondiente contraste al caso especial de distinto número de observaciones en las distintas ecuaciones.

Consecuentemente, se ha estimado el modelo de forma simultánea y con información completa (incorporando la información sobre las correlaciones entre las perturbaciones de distintas ecuaciones), aplicando la metodología de Sistemas de Ecuaciones Aparentemente no Relacionadas a un sistema de 13 ecuaciones logísticas con datos agrupados. Es decir, se ha realizado la estimación de un sistema de ecuaciones logísticas aparentemente no relacionadas (*Seemingly Unrelated Logit Regressions*: SULR). Finalmente se ha aplicado el procedimiento SULR iterado, porque proporciona estimadores que numéricamente se acercan más al

⁸ Para mayor claridad se habla del impacto de una variable sobre la probabilidad de participación, aunque estrictamente es sobre la variable dependiente que, como se ha explicado no es P_i sino $\ln(p_i/(1 - p_i))$.

estimador de Aitken, que es también el de Máxima Verosimilitud. Tanto SULR como SULR iterado proporcionan estimadores con el mismo comportamiento asintótico que el estimador de Aitken, es decir, consistentes, asintóticamente normales y asintóticamente eficientes. A partir de dichos estimadores, es posible realizar inferencia asintóticamente válida. La justificación teórica de esta metodología se encuentra en la literatura econométrica, siendo la aplicación que aquí se presenta un caso particular de un método validado por Zellner y Lee (1965), Lee (1979) y Amemiya (1972 y 1985).

Una vez estimado el modelo, con los datos de la encuesta CASEN del año 2000, se han analizado los resultados y se ha realizado la inferencia estadística. La metodología empleada tiene la gran ventaja de que permite realizar contrastes, combinando información relativa a todas las regiones.

Según la teoría económica, si existe movilidad de factores, no debería haber diferencias significativas entre las regiones en cuanto al impacto de cada variable en la probabilidad de participación laboral. Sin embargo, los resultados obtenidos en esta investigación indican que existe evidencia para rechazar que las variables explicativas tengan la misma influencia para explicar la participación laboral de las mujeres en algunas regiones o grupo de regiones de Chile.

Poseer mayor nivel educativo impacta positivamente en la participación laboral de las mujeres de todas las regiones. Estar casada y contar con otros ingresos en el hogar impacta de forma negativa también en todas las regiones. Sin embargo, los cambios en la edad y contar con niños menores en el hogar tienen un efecto sobre la participación diferente en las distintas regiones de Chile.

Al incorporar en el análisis la proximidad geográfica, se ha comprobado que, aunque no ocurre lo mismo en todas las regiones adyacentes, existen diferencias significativas, en cuanto al efecto de las variables en la participación laboral femenina, entre los siguientes pares de regiones vecinas: Tarapacá y Antofagasta, Antofagasta y Atacama, Atacama y Coquimbo, Metropolitana y O'Higgins, Los Lagos y Aysén, Aysén y Magallanes. Por otro lado, en las dos regiones extremas del País, Tarapacá y Magallanes, las variables explicativas tienen el mismo efecto en la participación laboral femenina.

Por último, se han agrupado las regiones según su probabilidad de participación laboral femenina y se ha analizado si el impacto de cada una de las variables más significativas, *otros ingresos en el hogar*, por un lado, y *nivel educativo*, por otro, es el mismo en aquellas regiones que poseen probabilidades de participación similares. El resultado de los contrastes de igualdad de coeficientes ha mostrado que en las regiones con menor probabilidad de participación femenina, el impacto del nivel educativo es el mismo. Lo mismo sucede para la variable que mide la existencia de otros ingresos en el hogar. Sin embargo, para las regiones con mayor probabilidad de participación, se ha llegado a la conclusión opuesta: Se rechaza la hipótesis de igualdad de coeficientes, tanto para el nivel educativo, como para la existencia de otros ingresos en el hogar. En definitiva, para cada una de esas variables, no se puede afirmar que el impacto sea el mismo en las regiones con probabilidad de participación laboral femenina parecida, sino que sólo lo es si se trata de regiones donde dicha probabilidad es pequeña.

En definitiva, en este trabajo, se han realizado diversos contrastes de hipótesis combinando información sobre distintas regiones, objetivo que no alcanza la metodología convencional, lo que ha permitido cumplir los objetivos propuestos en esta investigación. Con ella, se pretende aportar una contribución a los estudios regionales, particularmente a los centrados en el ámbito laboral chileno. En una futura investigación, se estudiará la posible endogeneidad de algunas variables explicativas del modelo. Por otro lado, los resultados obtenidos en este trabajo podrían tener aplicación para realizar futuros trabajos sobre planificación y evaluación de políticas públicas.

REFERENCIAS

- Amemiya, T. (1972), "Bivariante Probit Analysis: Minimum Chi-Square Methods", *Journal of the American Statistical Association* 69:940-944.
- Amemiya, T. (1985), *Advanced Econometrics*, Harvard University Press. Cambridge. Massachusetts.
- Aroca, P., J. D. Herwings y J. Paredes (2001), "Migración Interregional y Mercado Laboral en Chile", *Cuadernos de Economía*, vol. 38(115):321-345.
- Aroca, P. (2003), "Migración Interregional en Chile Modelos y Resultados", IDEAR, Documentos Instituto de Economía Aplicada Regional de la Universidad Católica del Norte. Antofagasta, Chile.
- Beaudreau, B. C. (1990), "Transport Cost and Regional Wage Differentials: Evidence from Canadian Microdata", *Canadian Journal of Regional Science*, vol.13(1):89-98.
- Benvin, E. y M. Perticara (2007), "Análisis de los Cambios en las Participación Laboral Femenina en Chile", *Revista de Análisis Económico*, 22(1):71-92.
- Cabrer, B., A. Sancho y G. Serrano (2001), *Microeconometría y Decisión*, Pirámide, Madrid.
- Contreras, D., D. Bravo y E. Puentes (2005), "Tasa de Participación Femenina: 1957-1997. Un Análisis de Cohortes Sintéticos", Universidad de Chile, Documentos de Trabajo.
- Contreras, D., E. Puentes y T. Rau, (2006), "Apertura Comercial y Mujer Trabajadora: el Caso de Chile", en Piras, C. (ed.) *Mujeres y Trabajo en América Latina. Desafíos para las Políticas Laborales*. Sección 4. BID, Departamento de Desarrollo Sustentable.
- Deaton, A. (1997), *The Analysis of Household Surveys: A Microeconomic Approach to Development Policy*, Johns Hopkins University Press, Baltimore, Maryland.
- Evans, N. y J. Pooler (1987), "Distance Deterrence Effects in Constrained Spatial Interaction Models of Interprovincial Migration", *Canadian Journal of Regional Science*, 10(3): 259-279.
- Ferrada, L. (2008), "Comparaciones Regionales en Cuanto a Participación Laboral de la Mujeres en Chile: Una Propuesta Econométrica", Tesis Doctoral, Universidad de Valladolid.
- Gálvez, T. (1997), "Tendencias y Proyecciones del Trabajo Remunerado de la Mujer". Prospectiva y Mujer, Unidad de Estudios Prospectivos, MIDEPLAN.
- Greene W. (1999), *Análisis Económico*, Editorial Prentice Hall, Tercera Edición.

- Gujarati, D. (2004), *Econometría*, Editorial McGraw-Hill, cuarta edición.
- INE (2002), Datos Censo Población y Vivienda. URL: http://espino.ine.cl/CuadrosCensales/apli_excel.asp.
- INE (2009), Indicadores Económicos, URL: http://www.ine.cl/canales/chile_estadistico/mercado_del_trabajo/nene/series_referenciales.php.
- Larrañaga, O. (2006), "Fertilidad en Chile 1960-2003", Departamento de Economía Universidad de Chile, Trabajo presentado en Encuentro SECHI.
- Larrañaga, O. (2007), "Participación Laboral de la Mujer en Chile: 1958-2003", Departamento de Economía Universidad de Chile.
- Lee, L. F. (1979), "On Comparisons of Normal and Logistic Models in the Bivariate Dichotomous Analysis", *Economics Letters* 4(2)151-155.
- López, J. (2006), "The Impact of Exogenous Variation in Family Size on Women's Labor Force Participation", Documento de Trabajo, Departamento de Economía Agraria, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Maddala, G. S. (1983), *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press.
- McFadden, D. L. (1988), "El Análisis Econométrico de los Modelos de Respuesta Cualitativa". *Cuadernos Económicos Información Comercial Española*, 39(2):247-305.
- Mizala A., P. Romaguera y P. Henríquez (1999), "Female Labor Supply in Chile", Documento de trabajo N° 58, CEA, Universidad de Chile.
- Novalés, A. (1996), *Econometría*, Editorial Mc Graw Hill, Segunda Edición.
- OIT, LABORSTA, URL: http://laborsta.ilo.org/default_S.html.
- Pardo, L. (1987a), "Participación de las Mujeres en la Fuerza de Trabajo: Tendencias y Características" (primera parte), *Revista Economía y Administración* 61, Universidad de Chile.
- Pardo, L. (1987b), "Participación de las Mujeres en la Fuerza de Trabajo: Tendencias y Características" (segunda parte), *Revista Economía y Administración* 62, Universidad de Chile.
- Peticara, M. (2006), "Women Employment Transitions and Fertility", ILADES – Universidad Alberto Hurtado, 26.
- Roback, J. (1988), "Wages, Rents, and Amenities: Differences Among Workers and Regions" *Economic Inquiry*, vol.26.
- Schmidt, P. (1976), *Econometrics*, Marcel Dekker, New York.
- Schmidt, P. (1977), "Estimation of Seemingly Unrelated Regressions with Unequal Numbers of Observations", *Journal of Econometrics* 5:365-377.
- Soto, R. y A. Torche (2004), "Spatial Inequality, Migration and Economic Growth in Chile", *Cuadernos de Economía*, Vol. 41(124): 401-424.
- Zellner, A. y T. Lee (1965), "Joint Estimation of Relationships Involving Distrete Random Variables", *Econometrica* 33: 383-94.

APÉNDICE

FIGURA A.1
REGIONES CHILENAS

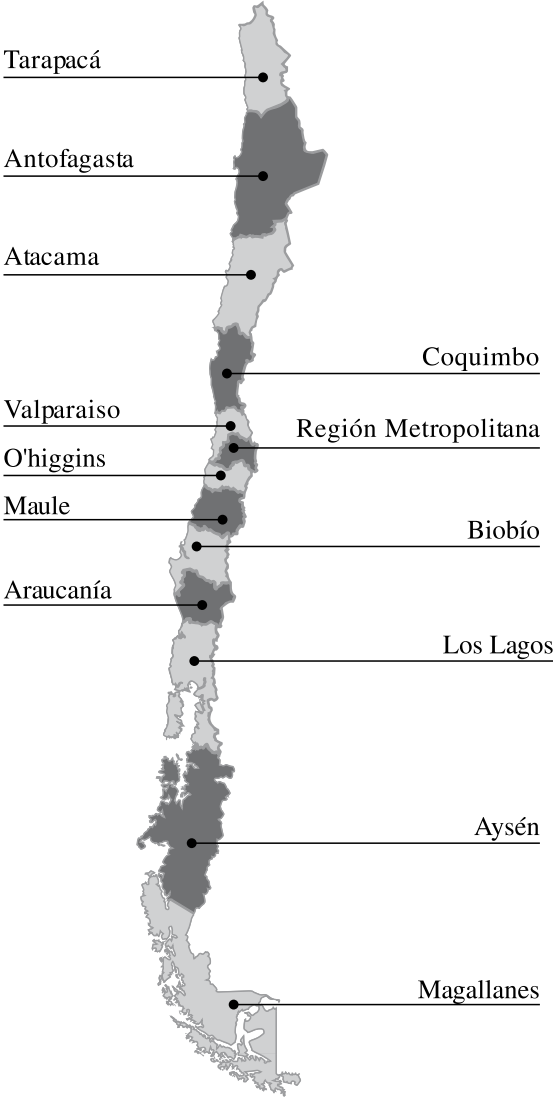
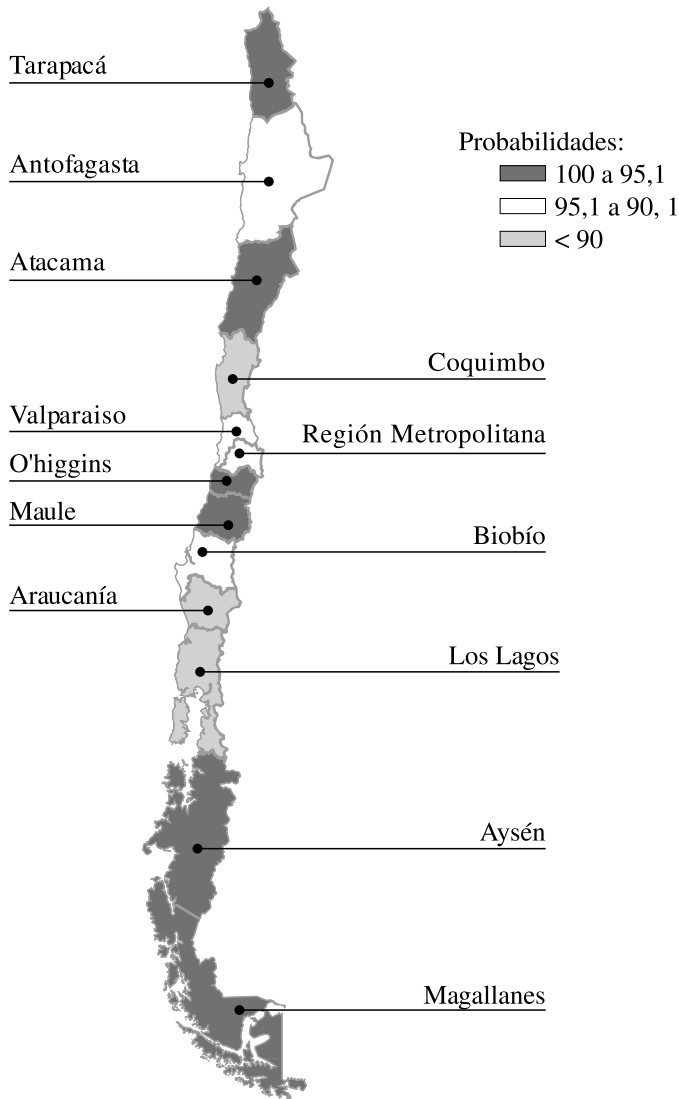


FIGURA A.2
REGIONES DE CHILE SEGÚN PROBABILIDAD DE PARTICIPACIÓN LABORAL
DE LAS MUJERES PARA EL CASO DE REFERENCIA



Fuente: Elaboración propia, en base a estimaciones de los Cuadros 3 y 4.